

# 地区差距、财政支出分权与人类发展

## ——基于中国的经验研究

黄君洁

(厦门大学 公共事务学院,福建 厦门 361005)

**[摘要]** 本文利用人类发展指数(HDI)来衡量我国人类发展状况,用经验研究的方法判断现行的财政支出分权的后果是否与人类发展这一目标相吻合。研究结果表明,财政支出分权促进了中国人人类发展水平的提高,不仅如此,经济、教育和健康水平都得到了提高。不过,根据地区经济发展水平不同进行的分组研究结果显示,财政支出分权无一例外地促进了各地区经济增长,但在教育和健康方面,财政支出分权的效果呈现出明显的地区差异,其在经济发展水平较高的地区所发挥的积极作用要大于在经济发展程度较低的地区。

**[关键词]** 财政支出分权; 人类发展指数; 经验研究

**[中图分类号]** F272.91

**[文献标识码]** A

**[文章编号]** 1007-9556(2009)10-0035-10

## Regional Gap, Fiscal Expenditure Decentralization and Human Development:

## ——Empirical Analysis in China

HUANG Jun - jie

(School of Public Affairs, Xiamen University, Xiamen 361005, China)

**Abstract:** The paper makes use of human development index to weigh the status of Chinese human development, and uses the empirical study to judge whether the results of existing fiscal expenditure decentralization accords with the development goal. The results of empirical test shows that fiscal expenditure decentralization promotes the level of Chinese human development, nay, the level of economy, education and health are all improved. However the group research that is based on the different level of regional economic growth shows that fiscal expenditure decentralization promotes economic growth in all areas, but the effects of fiscal expenditure decentralization take on evident regional discrepancy on the sides of education and health. Comparatively, the positive effect in the area at a higher level of economic development is greater than that in the area at a lower level of economic development.

**Key Words:** fiscal expenditure decentralization; human development index; empirical research

### 一、引言

目前,我国以财政分权为特征的财政体制改革对社会、经济等方面的影响已受到学者的关注并进行了较为深入的分析,已有的文献侧重于研究财政分权对经济增长的贡献。Jin等学者(1999)<sup>[1]</sup>以及林毅夫和刘志强(2000)<sup>[2]</sup>的研究认为,财政分权推动了我国各省经济的发展。张晏和龚六堂<sup>[3]</sup>的实证检验发现,分税制改革后财政分权积极效应更加显著,但存在显著的跨时差异和地区差异。Zhang和

Zou(1998)<sup>[4]</sup>的研究则得出与之相反的结论,陈抗等(2002)<sup>[5]</sup>也认为我国1994年的分税制改革造成人民福利的下降。这些研究运用的计量方法和采用的财政分权度量指标不同,得到的研究结论也不同。从已有的研究看,强调的是我国财政分权对经济增长的影响,并以传统经济指标GDP来衡量经济增长。单纯从经济增长的角度去评判财政分权的结果过于狭隘,经验检验的结果各不相同,有关财政分权各种正负效应的研究缺乏一致的结论。而且,GDP

**[收稿日期]** 2009-08-13

**[作者简介]** 黄君洁(1978-),女,福建莆田人,厦门大学公共事务学院公共管理系教师,经济学博士,研究方向是公共经济学。

这一指标与我国实行的可持续发展战略不相适应,作为评估发展质量的指标时具有一定的片面性和缺陷。因为发展并不仅是纯经济性增长,而应以人为本,充分重视人力资源的开发、配置和利用。人类发展指数(Human Development Index)正是联合国于1990年提出来的一个度量人类全面性发展的指标,它与以往的仅把经济作为单一指标来量度国家发展的工具(如GNP、GDP等)不同,以预期寿命、教育水平和收入三个主要指数为基础,全面衡量人类的整体发展水平。

近年来,我国关于人类发展指数的研究逐步增多。有学者通过计算我国城乡或各地区的人类发展指数,以此研究城乡差距或地区发展差距的变化,如宋洪远和马永良(2004)<sup>[6]</sup>、赵志强和叶蜀君(2005)<sup>[7]</sup>等。杨永恒、胡鞍钢和张宁(2005)<sup>[8]</sup>则采用基于协方差的主成分分析法来分析人类发展指数的动态权重结构。霍景东、夏杰长(2005)<sup>[9]</sup>用实证分析的方法研究不同的公共支出项目对人类发展的作用。潘雷驰(2006)<sup>[10]</sup>考察了我国政府支出的增长率与人类发展指数变动值之间的因果关系。

由于财政分权理论本身所涉及的研究范围很广,正如Grewal、Brennan和Mathews(1980)所指出的那样,财政分权理论试图解决的问题很多,包括采取分权结构的原因、收入来源和支出在不同层级的政府之间的配置原则、自由移民的效率性和政府间转移支付及其形式等<sup>[11]</sup>。受研究目的的约束和文章篇幅的限制,本文主要讨论财政支出分权是否与中国社会发展的目标相吻合。同时,虽然现在中国有中央、省(自治区、直辖市)、市、县、乡五级政府,分税制改革也确定了省以下分税制改革仿照中央对各省、自治区、直辖市的方案,但由于种种原因,省级以下的分税制改革仍不完善,不规范的现象时有发生,而且省以下财政分权状况的地区差别较大,所以,本文将把研究范围仅仅限定在研究中央政府和省级政府之间的两级财政支出分权问题,判断财政支出分权的后果是否与中国的人类发展目标相一致,以及在不同地区之间是否表现出差异性。

## 二、基本概念、相关指标及衡量方法

### (一) 基本概念及相关指标的度量与描述性统计

1. 中国财政支出分权指标的选择。财政分权是个多维的概念,许多因素都会影响到其度量。财政分权程度的度量对经验检验十分重要,利用不同分权指标将影响到研究的结论。财政分权意味着上级

政府向下级政府下放财政权力,从这个角度看,财政分权的程度可以用下级政府拥有的财政权力的大小来度量。但是,政府间财政权力的配置要受到一国的历史传统、文化背景和体制变革等因素的影响。如前文所述,张晏和龚六堂(2005)<sup>[3]</sup>通过对转移支付、预算内外资金和财政收支的不同处理,构造出四类财政分权指标,分别从不同的角度刻画了财政分权。

(1) 预算内本级政府财政收入指标( $DC_{rec}$ ) = 各省预算内本级财政收入/中央预算内本级财政收入。

(2) 预算内本级政府财政支出指标( $DC_{exp}$ ) = 各省预算内本级财政支出/中央预算内本级财政支出。

(3) 扣除净转移支付的财政支出指标( $DC_{net}$ ) = (各省预算内本级财政支出 - 净转移支付)/中央预算内本级财政支出。

(4) 预算内外总收支指标( $DC_{all}$ ) = 各省预算内本级总收支/中央预算内本级总收支。

实际上,因为我国地方政府在设定税率和调整税基方面的自主权有限,所以,指标 $DC_{rec}$ 不是衡量财政分权度的一个很好的指标。由于难以获得各省的转移支付数据,限制了本文对指标 $DC_{net}$ 的应用。同时,在20世纪90年代,中央政府多次调整预算外资金的管理制度,预算外收支的统计口径在90年代中后期也多次调整,1993~1995年和1996年的预算外资金收支范围分别有所调整,从1997年起,政府性基金纳入预算内管理。多次统计口径调整不仅使得数据不具有可比性,而且提升了地方预算外资金的比重,这给用总收支度量财政分权的可靠性带来了一定困难。若采用指标 $DC_{all}$ 会造成研究时间段内指标计算的不连贯,影响经验研究的结果。于是,我们考虑采用指标 $DC_{exp}$ 来衡量我国各省的财政分权程度,但由于一省财政支出的规模受该省的人口和经济规模的限制,人口越多、经济越发达地区的财政支出越多,自然该分权指标就越高。因此,为了更客观地反映地方相对财力的大小,并鉴于财政支出规模与人口数量之间可能存在正向关系,可以对指标进一步人均化以衡量各省的财政分权度,即各省的财政分权度:

$$DC_{per\ exp} = \frac{\text{各省预算内本级财政支出/当年各省总人口数}}{\text{中央预算内本级财政支出/当年全国总人口数}}$$

可见,虽然单一的指标是很难度量财政分权程度的,不过,信息的缺乏导致我们不得不用简单的收支份额来度量财政分权(Martinez - Vazquez 和 Mc-

Nab, 2003)<sup>[12]</sup>。但是,我国除了预算外资金,体制外收支也大幅攀升,地方的事实分权程度可能远高于用财政支出指标度量的财政分权。从这个意义上说,我们可能低估了财政支出分权的程度,影响到对财政支出分权与人类发展关系检验的精确性。

2. 财政支出分权指标的变化趋势。图1描述了中央和地方预算内财政支出占全国财政支出的比重。由图1可见,中央财政支出占全国财政支出的比重在分税制改革前后的变化相对不大,地方财政支出占全国财政支出的比重则在20世纪80年代中期以后上升,在分税制改革前的1993年达到顶峰(71.7%),在分税制改革后先上升后缓慢下降,在进入21世纪之后的几年内有所波动。1994年以后,地方财政支出保持了两年的上升态势,自1997年到2000年逐年略有下降,2001年则有所反弹,但受中央和地方在税收分享等方面改革的影响,这一变化在2002年未能延续。由于采用的是预算内本级政府财政支出指标( $DC_{exp}$ )来衡量分权程度,各省和中央的总体分权趋势在20世纪90年代后波动较大,但是,从图2各省人均财政分权指标均值和全国总体财政分权指标的变化可以看出,它们各年的变动趋势基本上是一致的。1994年的分税制改革之后,财政支出分权程度基本保持了扩大的趋势。

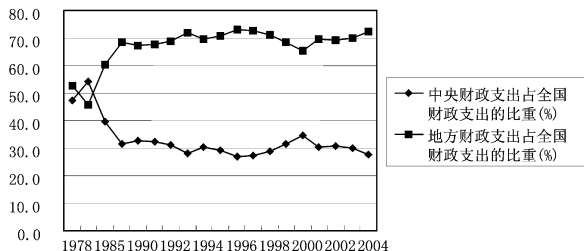


图1 中央和地方预算内财政支出占全国财政支出的比重(1978~2004年)

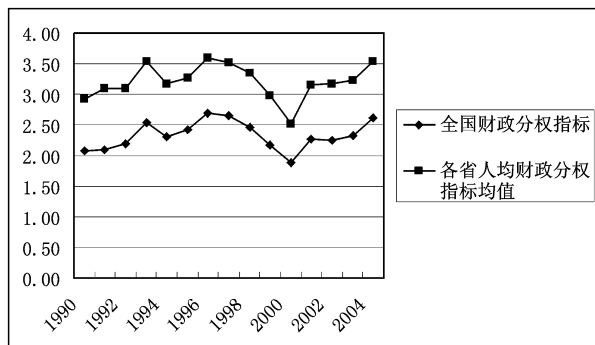


图2 财政支出分权指标(1990~2004年)

3. 人类发展指数。HDI是联合国计划开发署(UNDP)提出的对人类发展成就进行总括衡量的指标。它衡量一个国家在人类发展的三个基本方面的平均成就:健康长寿的生活,用出生时预期寿命来表示;知识,用成人识字率(占三分之二的权重)以及小学、中学和大学综合毛入学率(占三分之一的权重)来表示;体面的生活水平,用人均GDP(PPP美元)来表示。在计算HDI之前,需要先生成以上三个方面分别对应的指数。HDI的构建过程如下图所示<sup>[13]</sup>:

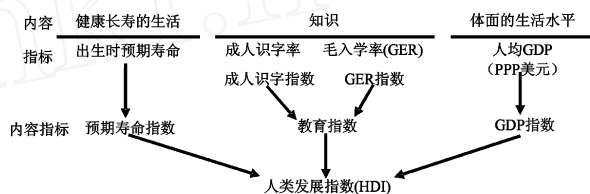


图3 人类发展指数(HDI)的构建过程

4. GDP平减指数。为了消除价格因素的影响,在分析过程中使用实际数据,而非名义数据。名义财政支出除以GDP平减指数(Deflator)得到其实际值。计算过程如下:

$$Deflator = \frac{GDP_i}{GDP_i \text{ index}} \times \frac{GDP_{1978} \text{ index}}{GDP_{1978}}$$

其中, $GDP_i$ 代表第*i*年的GDP名义值, $GDP_{P_i \text{ index}}$ 代表第*i*年的GDP指数, $GDP_{1978}$ 代表1978年的GDP名义值, $GDP_{1978} \text{ index}$ 代表1978年的GDP指数(本文以1978年为基年,因此 $GDP_{1978} \text{ index} = 100$ )。

财政支出实际值 = 财政支出名义值 / GDP平减指数。

## (二) 数据的选择和处理

本研究所运用的一组面板数据来自我国31个省(市)的5个时间点,即1990年、1995年、1997年、1999年和2003年,其中不包括港澳台地区。由于重庆直辖市是在1997年才成立,所以,1990年和1995年的面板数据不包括重庆,而四川1990年和1995年的数据缺失,贵州、新疆1990年的数据也缺失。因此,面板数据在扣除了6个缺失值之后,共得到149个观测值。其中,中央和各省各年份的财政支出和人口数的原始数据除1990年外均来自《中国统计年鉴》<sup>[14]</sup>,1990年数据来源为中经网<sup>[15]</sup>数据中心所整理的数据库。各省(市)的HDI是直接从《1999~

2005年中国人类发展报告》<sup>[16]</sup>中获得。经验分析中所使用的分析软件是 Stata9.2。

### 三、中国财政支出分权对人类发展指数的影响

#### (一) 模型设定和变量定义

由于人类发展指数(HDI)是一个综合的指标,包括预期寿命指数、教育指数和GDP指数三个分项指标,财政支出分权对HDI的作用是综合的,对其各项分指标的影响程度各不相同。所以,我们需要在综合考虑财政支出分权对人类发展指数的影响的情形下,进一步检验财政支出分权对预期寿命指数、教育指数和GDP指数的作用。为此,采用的是面板数据(panel data)来检验“中国财政支出分权促进人类发展”的假设。模型包括财政支出分权和人类发展指数变量,同时考虑财政支出分权对人类发展指数的三个分项指数的影响,分析财政支出分权对人类发展的影响,这些模型估计和统计检验将为分析财政支出分权对中国人类发展的促进作用提供经验证据,并为制定适宜的政策提供参考。

相关分析的回归模型为:

$$Y_{it} = \alpha_i + DC_{it} + \sum_{j=1}^4 (\beta_j Dum_{jit}) + \sum_{j=1}^4 (\gamma_j DC_{it} \times Dum_{jit}) + \epsilon_{it} \quad (1)$$
$$Dum_{jit} = \begin{cases} 1 & \text{当 } j=1, t=1995; \text{或 } j=2, t=1997; \text{或 } j=3, t=1999; \\ & \text{或 } j=4, t=2003 \\ 0 & \text{其他情况} \end{cases}$$

其中,  $Y_{it}$  分别用  $DHI_{it}$ 、 $LI_{it}$ 、 $EI_{it}$  和  $GI_{it}$  代入,形成四个相应独立的回归模型,它们是经验分析中主要使用的四个重要变量:变量  $HDI_{it}$  表示人类发展指数;变量  $LI_{it}$  表示预期寿命指数;变量  $EI_{it}$  表示教育指数;变量  $GI_{it}$  表示GDP指数。下标  $i$  和  $t$  分别表示各变量在第  $i$  个地区第  $t$  年的数据。自变量利用变量  $DC_{it}$  来表示财政支出分权程度。 $Dum_{jit}$  是年度虚拟变量,衡量宏观时序特征。 $j=1, j=2, j=3$  和  $j=4$  分别对应的是1995年、1997年、1999年和2003年,若观测值对应年度为1995年,则  $Dum_{1it}=1$ , 否则为  $Dum_{1it}=0$ ;其余三个时间虚拟变量同理取值。观测值对应年度为1990年时,则四个时间虚拟变量均为0。在模型中我们估计了加入时间虚拟变量和自变量与时间虚拟变量乘积项的情况,以反映时间上的结构性差异。 $\alpha_i$ 、 $\beta_j$ 、 $\gamma_j$  和  $\epsilon_{it}$  是系数矩阵,  $\epsilon_{it}$  是扰动项。表1对上述各变量进行了描述性统计。

从表1中各指标的描述性统计上看,财政支出分权程度(DC)在各地区之间的差异是比较大的,其

均值为3.1319,而标准差为2.2597,接近均值;最大值为13.697,最小值为1.180,差异超过了10倍。HDI的最小值为0.387,最大值为0.909,各地区的人类发展指数差异也是比较大的,反映了我国地区之间发展的不均衡性。从HDI的三项构成指标来看,GI的差异最大,其次是EI,LI的差异最小,反映了造成我国各省之间人类发展指数差异的首要原因是经济发展的不平衡,其次是教育发展的不平衡,而相比经济与教育,地区之间的健康水平差异较小。这可能是由于,与经济和教育相比,健康状况受更多因素的综合影响,健康水平的提高需要更长时间的投入才可能发生。

表1 主要变量的描述性统计 (n=149)

变量	均值	标准差	中位数	最小值	最大值	偏度	峰度
DC	3.1319	2.2597	2.464	1.180	13.697	2.2929	8.4172
HDI	0.6823	0.10678	0.681	0.387	0.909	-0.1665	2.6588
GI	0.5517	0.2032	0.534	0.172	0.975	0.2844	2.4465
EI	0.7475	0.0973	0.759	0.323	0.926	-1.6083	7.1943
LI	0.7457	0.0616	0.752	0.577	0.901	-0.4307	3.235

#### (二) 经验检验结果及分析

本文运用混合OLS模型(Pooled OLS)、固定效应模型(Fixed-effects)、随机效应模型(Random-effects)进行回归分析。

首先对各模型的结果进行筛选和检验。从HDI对DC回归的结果来看,对个体效应影响的统计检验(F test that all  $u_i = 0$ )在1%水平上显著,说明存在显著的个体效应。因此,可以拒绝固定效应不显著的原假设,从而认为相对于Pooled OLS模型而言,固定效应模型更好一些。同时,我们可以通过检验固定效应  $u_i$  与其他解释变量是否相关,作为进行固定效应和随机效应模型筛选的依据,Hausman检验就是这样一个检验统计量。显然,Hausman检验不显著,无法拒绝原假设,说明应选择随机效应模型。而且,Breusch and Pagan检验结果同样认为存在随机效应。因此,两项统计检验的结果都认为应该选择随机效应模型。同时,随机效应模型整体显著性的卡方检验在1%水平上高度显著,R-squared较高,模型整体估计效果较为理想。同理,GI、EI和LI对DC的回归同样选择随机效应模型。表2列示了随机效应模型的回归结果。

表2 HDI及三项分指标对DC回归结果 ( $n=149$ )

因变量/自变量	HDI			GI			EI			LI		
模型	Pooled OLS	Fixed - effects	Random - effects	Pooled OLS	Fixed - effects	Random - effects	Pooled OLS	Fixed - effects	Random - effects	Pooled OLS	Fixed - effects	Random - effects
DC	0.0233 (2.16 **)	0.0156 (1.80 **)	0.0238 (3.44 ***)	0.0734 (3.97 ***)	0.0449 (1.94 *)	0.0742 (4.89 ***)	- 0.0023 (- 0.21)	0.0083 (1.72 *)	0.0071 (- 1.54)	- 0.0009 (- 0.14)	- 0.0047 (- 1.07)	- 0.0005 (- 0.12)
Dum <sub>1</sub>	0.0644 - 1.4	0.0814 (5.04 ***)	0.0849 (5.08 ***)	0.1369 (1.73 *)	0.1595 (3.71 ***)	0.1717 (3.99 ***)	0.0436 (- 0.94)	0.0625 (6.95 ***)	0.0616 (6.39 ***)	- 0.0067 (- 0.23)	0.0093 (- 1.13)	0.0111 (- 1.28)
Dum <sub>2</sub>	0.1083 (2.43 **)	0.1384 (8.56 ***)	0.1428 (8.64 ***)	0.3265 (4.29 ***)	0.3635 (8.43 ***)	0.3788 (8.96 ***)	0.0298 - 0.66	0.0654 (7.26 ***)	0.0642 (6.69 ***)	- 0.0332 (- 1.2)	- 0.0089 (- 1.08)	- 0.0067 (- 0.77)
Dum <sub>3</sub>	0.1375 (3.09 ***)	0.1630 (10.12 ***)	0.1674 (10.16 ***)	0.3292 (4.32 ***)	0.3600 (8.39 ***)	0.3755 (8.91 ***)	0.0757 (1.68 *)	0.1061 (11.84 ***)	0.1049 (10.99 ***)	0.0075 (- 0.27)	0.0289 (3.50 ***)	0.0311 (3.62 ***)
Dum <sub>4</sub>	0.1984 (4.46 ***)	0.2109 (13.09 ***)	0.2158 (13.12 ***)	0.4153 (5.46 ***)	0.4294 (10.01 ***)	0.4466 (10.61 ***)	0.1302 (2.90 ***)	0.1456 (16.24 ***)	0.1446 (15.15 ***)	0.0496 (1.80 *)	0.0637 (7.72 ***)	0.0662 (7.72 ***)
DC × Dum <sub>1</sub>	- 0.0050 (- 0.38)	- 0.0078 (- 1.56)	- 0.0100 (- 2.03 **)	- 0.0173 (- 0.78)	- 0.0177 (- 1.33)	- 0.0256 (- 2.05 **)	0.0010 - 0.07	- 0.0055 (- 2.00 **)	- 0.0051 (- 1.76 *)	0.0046 (- 0.58)	0.0017 (- 0.65)	0.0005 (- 0.19)
DC × Dum <sub>2</sub>	- 0.0066 (- 0.53)	- 0.0123 (- 2.35 **)	- 0.0151 (- 3.03 ***)	- 0.0327 (- 1.54)	- 0.0347 (- 2.50 **)	- 0.0449 (- 3.63 ***)	0.0056 - 0.44	- 0.0062 (- 2.13 **)	- 0.0056 (- 1.87 *)	0.0076 (- 0.99)	0.0029 (- 1.08)	0.0014 (- 0.52)
DC × Dum <sub>3</sub>	- 0.0103 (- 0.79)	- 0.0168 (- 3.43 ***)	- 0.0187 (- 3.80 ***)	- 0.0451 (- 2.02 **)	- 0.0506 (- 3.86 ***)	- 0.0573 (- 4.39 ***)	0.0056 - 0.43	- 0.0046 (- 1.68 *)	- 0.0041 (- 1.44)	0.0086 (- 1.06)	0.0033 (- 1.3)	0.0023 (- 0.89)
DC × Dum <sub>4</sub>	- 0.0144 (- 1.13)	- 0.0157 (- 3.11 ***)	- 0.0182 (- 3.70 ***)	- 0.0485 (- 2.23 **)	- 0.0459 (- 3.42 ***)	- 0.0550 (- 4.45 ***)	- 0.0008 (- 0.06)	- 0.0062 (- 2.22 **)	- 0.0058 (- 1.98 **)	0.0060 (- 0.76)	0.0037 (- 1.44)	0.0024 (- 0.93)
常数项	0.5277 (14.74 ***)	0.5450 (21.50 ***)	0.5208 (21.54 ***)	0.1654 (2.70 ***)	0.2363 (3.50 ***)	0.1518 (2.98 ***)	0.6897 (19.09 ***)	0.6581 (46.64 ***)	0.6616 (36.13 ***)	0.7275 (32.81 ***)	0.7338 (56.53 ***)	0.7206 (52.45 ***)
Adj R - squared	0.3066			0.4393			0.1495			0.1999		
R - squared within		0.8225	0.8206		0.7230	0.7177		0.9023	0.9023		0.8297	0.8278
R - squared between		0.0270	0.0987		0.1279	0.2890		0.0011	0.0017		0.0578	0.0000
R - squared overall		0.2875	0.3320		0.3662	0.4639		0.1907	0.1930		0.1758	0.2196
F	8.27 ***	56.10 ***		13.89 ***	31.61 ***		3.89 ***	111.89 ***		5.11 ***	59.01 ***	
Pr > F	0.0000	0.0000		0.0000	0.0000		0.0002	0.0000		0.0000	0.0000	
Wald <sup>2</sup>			456.13 ***			280.88 ***			859.12 ***			463.47 ***
Pr > <sup>2</sup>			0.0000			0.0000			0.0000			0.0000
F test that all u <sub>i</sub> = 0		37.86 ***			13.48 ***			132.74 ***			57.04 ***	
Pr > F		0.0000			0.0000			0.0000			0.0000	
Hausman test <sup>2</sup>			2.37			2.41			0.46			3.45
Hausman test : Pr > <sup>2</sup>			0.9841			0.9832			1.0000			0.9436
Breusch and Pagantest : <sup>2</sup>			232.42 ***			152.50 ***			279.08 ***			245.05 ***
Breusch and Pagantest : Pr > <sup>2</sup>			0.0000			0.0000			0.0000			0.0000

注:(1) 括号()中为 $z$ 统计量或显著性概率;(2) \*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著;(3) 对应的 $P$ 值为0.124。

现以随机效应模型为基础,分析财政支出分权对人类发展指数及其各项分项指数的影响。在1990年,财政支出分权度 $DC$ 对人类发展指数 $HDI$ 的回归系数为0.0238,且在1%水平上高度显著,从而在一定程度上证明了“中国财政支出分权促进了

人类发展”的假设, $DC$ 每增加1, $HDI$ 将增加0.0238。从1990年到2004年,我国人类发展指数 $HDI$ 由0.610增长到0.781,平均年发展速度为0.0122,约为回归系数0.0238的1/2。可见,在不考虑其他因素的情况下,该经验检验的结果说明财政

支出分权对中国人类发展的影响力度是较强的。同时,模型中的四个年度虚拟变量的系数均在1%水平上高度显著,自变量与虚拟变量乘积项的系数均在5%水平上显著,这说明级差截距和级差斜率系数都是统计上显著的,即不同年度的HDI函数有统计上不同的截距和斜率,HDI存在着时间上的结构性差异。这些回归表明,相对于1990年,从1995年开始的时期里,HDI-DC曲线有一个高得多的截距和一个较为平缓的斜率。可见,DC对HDI的影响程度在1990年到1999年期间呈现出下降的趋势,仅于2003年略有小幅回升。但是,即使是在发展最低谷的1999年,DC对HDI的影响系数仍然达到0.0051(0.0238-0.0187)。因此,从总体上看,DC对HDI的影响是正的,财政支出分权促进了我国人类发展,这与我们的理论预期是相一致的。

就人类发展指数的三项分项指数GI、EI和LI对DC回归的结果来看,GI和EI的回归结果与HDI

对DC的回归结果及其分析结论类似,LI对DC的回归结果综合数年的情况看为正,但不显著。

#### 四、地区差距、财政支出分权与人类发展

##### (一) 变量描述

按照2000~2004年各省人均GDP的均值水平进行排序,将样本由低到高平均划分为经济发展阶段不同的三个组:经济不发达地区、经济次发达地区和经济发达地区,如表3所示。三个组各个变量的描述性统计则如表4所示。我们对组间差异是否存在统计显著性进行方差分析(One-way analysis of variance),并进而比较组间的两两差异是否显著。

表3 按经济发展水平的各省分组情况

分权程度	省 份
经济发达地区	上海、北京、天津、浙江、江苏、广东、福建、辽宁、山东、黑龙江
经济次发达地区	河北、新疆、吉林、湖北、内蒙古、海南、河南、湖南、青海、山西
经济不发达地区	江西、西藏、宁夏、陕西、安徽、四川(含重庆)、云南、广西、甘肃、贵州

表4 按经济发展程度分三组的各主要变量描述性统计及差异比较检验

变量	地区	样本量	均值	标准差	最小值	最大值	方差分析	组间均值差异		
								发达 - 次发达	发达 - 不发达	次发达 - 不发达
DC	发达	50	4.4266	2.9080	1.687	13.697	14.70 ***	2.0244 ***	1.8741 ***	- 0.1503
	次发达	49	2.4022	0.8383	1.180	4.313				
	不发达	50	2.5525	1.9218	1.234	9.405				
HDI	发达	50	0.7792	0.0765	0.593	0.909	62.90 ***	0.1178 ***	0.1731 ***	0.0552 ***
	次发达	49	0.6613	0.0738	0.494	0.776				
	不发达	50	0.6061	0.0855	0.387	0.745				
GI	发达	50	0.7447	0.1697	0.373	0.975	68.23 ***	0.2513 ***	0.3289 ***	0.0775 **
	次发达	49	0.4934	0.1337	0.219	0.676				
	不发达	50	0.4159	0.1347	0.172	0.607				
EI	发达	50	0.7978	0.0614	0.679	0.926	20.43 ***	0.0412 *	0.1096 ***	0.0684 ***
	次发达	49	0.7566	0.0707	0.545	0.874				
	不发达	50	0.6882	0.1169	0.323	0.847				
LI	发达	50	0.7950	0.0415	0.700	0.901	39.64 ***	0.0619 ***	0.0862 ***	0.0243 *
	次发达	49	0.7331	0.0546	0.593	0.846				
	不发达	50	0.7088	0.0526	0.577	0.810				

注:(1)\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著;(2)组间均值差异为两组均值之差,统计检验分别运用了Bonferroni multiple-comparison test、Scheffe multiple-comparison test以及Sidak multiple-comparison test,结果基本一致。

从分组描述性统计的结果上看,由于GI是衡量经济发展程度的一个重要指标,而GI的组间差异高度显著,这说明我们分组的效果还是比较理想的。而且值得注意的是,经济发达地区的财政支出分权程度(DC)的均值显著大于经济次发达地区和经济不发达地区,但经济次发达地区DC的均值却略小于不发达地区,但不具统计显著性。通过进一

步观察,我们可以发现,对于经济发展水平不同的三个地区而言,GI的组间均值差异明显大于EI和LI的组间均值差异,说明不同经济发展水平的地区在GI上的差异是造成其人类发展指数差异的一个最为重要的因素。这一检验结果也进一步验证了上文中相关的财政支出分权描述性统计的结论。同时,通过对发达—次发达和次发达—不发达地区间的组

间均值的比较可以发现,前者除了  $EI$  以外,  $HDI$ 、 $GI$  和  $LI$  均值的差异程度均明显高于后者。

## (二) 模型设立

在模型 1 的基础上,加入两个地区虚拟变量及其与自变量  $DC$  的交叉乘积项,构成模型 2,如下列公式所示:

$$Y_{it} = \alpha_i + DC_{it} + \sum_{j=1}^4 (\alpha_j Dum_{jit}) + \sum_{j=1}^4 (\alpha_j DC_{it} \times Dum_{jit}) + \sum_{k=1}^2 (\phi_k Area_{kit}) + \sum_{k=1}^2 (\alpha_k DC_{it} \times Area_{kit}) + \epsilon_{it} \quad (2)$$

$Dum_{jit} =$

$\begin{cases} 1 & \text{当 } j=1, t=1995; \text{或 } j=2, t=1997; \text{或 } j=3, t=1999; \text{或 } j=4, t=2003 \\ 0 & \text{其他情况} \end{cases}$

$Area_{1it} = \begin{cases} 1 & \text{当样本属于经济次发达地区时} \\ 0 & \text{其他情况} \end{cases}$

$Area_{2it} = \begin{cases} 1 & \text{当样本属于经济发达地区时} \\ 0 & \text{其他情况} \end{cases}$

对于经济发达地区、经济次发达地区和经济不发达地区,地区虚拟变量 ( $Area1$ ,  $Area2$ ) 分别取值: (0, 1)、(1, 0) 以及 (0, 0)。

## (三) 经验检验结果及分析

在上文分析的基础上,这里加入地区虚拟变量进行回归,以进一步分析人类发展指数及其分项指数在经济发展水平不同的各地区之间的差异程度。同样是运用混合  $OLS$  模型 ( $Pooled OLS$ )、固定效应模型 ( $Fixed - effects$ )、随机效应模型 ( $Random - effects$ ) 就  $HDI$ 、 $GI$ 、 $EI$  和  $LI$  分别对  $DC$  进行回归。

首先,在对各模型的结果进行筛选和检验的基础上,分析财政支出分权是否会对中国各经济不发达地区、经济次发达地区和经济发达地区的人类发展指数产生不同的影响。从  $HDI$  对  $DC$  回归的结果来看,对个体效应影响的统计检验 ( $F$  test that all  $u_i = 0$ ) 在 1% 水平上显著,说明存在显著的个体效应。

因此,可以拒绝固定效应不显著的原假设,从而认为相对于  $Pooled OLS$  模型而言,固定效应模型更好一些。同时,  $Hausman$  检验不显著,无法拒绝原假设,说明应选择随机效应模型。而且,  $Breusch$  and  $Pagan$  检验结果同样认为存在随机效应。因此,两项统计检验的结果都认为应该选择随机效应模型。同时,随机效应模型整体显著性的卡方检验在 1% 水平上高度显著,  $R - squared$  较高,模型整体估计效果较为理想。同理,其余的三个回归也选择随机效应模型。表 5 给出了随机效应模型的回归结果,下文的相关分析即是以随机效应模型的回归结果为基础的。

就经济不发达地区而言,  $DC$  对  $HDI$  的回归系数为 -0.0066, 但不显著。由此可见,财政支出分权对中国经济最为落后的十个省市的人类发展指数不起促进作用,反而带来该地区人类发展水平的倒退。由于地区虚拟变量  $Area_1$  和交叉乘积项  $DC \times Area_1$  的系数均在 10% 水平上不显著,说明级差截距和级差斜率系数都是统计上不显著的。不过,虽然这两个地区的  $HDI$  没有显著的地区上的结构性差异,但是相对于经济不发达地区而言,经济次发达地区模型的截距 (0.5260 + 0.0368) 和斜率 (-0.0066 + 0.0088) 均为正。所以,从某种程度上说,财政支出分权是促进了中国经济次发达地区的人类发展的进步,虽然这一正面作用的效果并不明显。进而在考察地区虚拟变量  $Area_2$  和交叉乘积项  $DC \times Area_2$  的系数中发现,两者均在 1% 的水平上高度显著,说明级差截距和级差斜率系数都是统计上显著的。这意味着经济发达地区的  $HDI - DC$  曲线有一个高得多的截距 (0.5260 + 0.0663) 和一个陡得多的斜率 (-0.0066 + 0.0342)。可见,财政支出分权促进了经济发达地区的人类发展,经验检验的结果说明这一影响是很显著的,而且相对于经济不发达和经济次发达地区来说,这一影响力度是较强的。

表 5 按经济发达程度分地区  $HDI$  及三项分指标对  $DC$  回归结果 ( $n = 149$ )

因变量/自变量	$HDI$			$GI$			$EI$			$LI$		
模型	$Pooled OLS$	$Fixed - Effects$	$Random - effects$	$Pooled OLS$	$Fixed - effects$	$Random - effects$	$Pooled OLS$	$Fixed - effects$	$Random - effects$	$Pooled OLS$	$Fixed - effects$	$Random - effects$
$DC$	-0.0106 (-1.97*)	0.0120 (0.89)	-0.0066 (-1.04)	0.0322 (2.83***)	0.0211 (0.59)	0.0329 (2.78***)	-0.0444 (-7.34***)	0.0138 (1.88*)	-0.0107 (-1.63)	-0.0190 (-4.42***)	0.0012 (0.17)	-0.0101 (-2.15**)
$DC \times Area_1$	0.0056 (0.75)	0.0086 (0.41)	0.0088 (0.76)	0.0064 (0.41)	0.0350 (0.63)	0.0076 (0.41)	0.0220 (2.62***)	0.0084 (0.74)	0.0202 (1.82*)	-0.0118 (-1.99**)	-0.0139 (-1.31)	-0.0107 (-1.28)
$DC \times Area_2$	0.0411 (11.43***)	0.0031 (0.25)	0.0342 (5.89***)	0.0342 (4.52***)	0.0267 (0.8)	0.0338 (3.8***)	0.0626 (15.55***)	-0.0108 (-1.58)	0.0164 (2.62***)	0.0252 (8.83***)	-0.0052 (-0.81)	0.0115 (2.55**)
$Dum_1$	0.0779 (3.77***)	0.0803 (4.86***)	0.0814 (5.07***)	0.1528 (3.52***)	0.1559 (3.55***)	0.1573 (3.79***)	0.0563 (2.43**)	0.0607 (6.75***)	0.0577 (5.72***)	0.0051 (0.31)	0.0111 (1.32)	0.0110 (1.29)

(续表5)

<i>Dum</i> <sub>2</sub>	0.1476 (7.36 ***)	0.1376 (8.12 ***)	0.1475 (9.3 ***)	0.3718 (8.8 ***)	0.3642 (8.1 ***)	0.3749 (9.26 ***)	0.0749 (3.33 ***)	0.0603 (6.54 ***)	0.0627 (6.14 ***)	- 0.0057 (- 0.36)	- 0.0075 (- 0.88)	- 0.0035 (- 0.41)
<i>Dum</i> <sub>3</sub>	0.1611 (8.11 ***)	0.1628 (10.02 ***)	0.1630 (10.46 ***)	0.3604 (8.61 ***)	0.3590 (8.31 ***)	0.3632 (9.07 ***)	0.1004 (4.5 ***)	0.1061 (11.97 ***)	0.1021 (10.33 ***)	0.0226 (1.43)	0.0292 (3.54 ***)	0.0286 (3.45 ***)
<i>Dum</i> <sub>4</sub>	0.2080 (10.46 ***)	0.2099 (12.81 ***)	0.2099 (13.46 ***)	0.4285 (10.23 ***)	0.4253 (9.77 ***)	0.4314 (10.77 ***)	0.1381 (6.19 ***)	0.1451 (16.24 ***)	0.1400 (14.12 ***)	0.0576 (3.65 ***)	0.0652 (7.83 ***)	0.0642 (7.72 ***)
<i>DC</i> × <i>Dum</i> <sub>1</sub>	- 0.0081 (- 1.4)	- 0.0073 (- 1.41)	- 0.0087 (- 1.88 *)	- 0.0187 (- 1.52)	- 0.0162 (- 1.18)	- 0.0198 (- 1.68 *)	- 0.0037 (- 0.57)	- 0.0045 (- 1.61)	- 0.0033 (- 1.08)	0.0013 (0.28)	0.0009 (0.34)	0.0005 (0.21)
<i>DC</i> × <i>Dum</i> <sub>2</sub>	- 0.0167 (- 2.97 ***)	- 0.0119 (- 2.12 **)	- 0.0163 (- 3.52 ***)	- 0.0406 (- 3.42 ***)	- 0.0349 (- 2.35 **)	- 0.0414 (- 3.62 ***)	- 0.0091 (- 1.44)	- 0.0041 (- 1.33)	- 0.0046 (- 1.41)	- 0.0001 (- 0.02)	0.0023 (0.8)	0.0005 (0.18)
<i>DC</i> × <i>Dum</i> <sub>3</sub>	- 0.0190 (- 3.24 ***)	- 0.0166 (- 3.26 ***)	- 0.0189 (- 4.07 ***)	- 0.0536 (- 4.34 ***)	- 0.0504 (- 3.73 ***)	- 0.0543 (- 4.6 ***)	- 0.0055 (- 0.84)	- 0.0034 (- 1.23)	- 0.0032 (- 1.06)	0.0022 (0.48)	0.0028 (1.1)	0.0020 (0.78)
<i>DC</i> × <i>Dum</i> <sub>4</sub>	- 0.0160 (- 2.81 ***)	- 0.0152 (- 2.89 ***)	- 0.0162 (- 3.56 ***)	- 0.0480 (- 4 ***)	- 0.0441 (- 3.17 ***)	- 0.0487 (- 4.23 ***)	- 0.0039 (- 0.61)	- 0.0055 (- 1.91 *)	- 0.0037 (- 1.2)	0.0037 (0.82)	0.0029 (1.09)	0.0028 (1.11)
<i>Area</i> <sub>1</sub>	0.0435 (2.19 **)		0.0368 (1.18)	0.0734 (1.76 *)		0.0712 (1.46)	0.0116 (0.52)		0.0181 (0.51)	0.0514 (3.26 ***)		0.0499 (2.06 **)
<i>Area</i> <sub>2</sub>	0.0436 (3.1 ***)		0.0663 (2.85 ***)	0.2002 (6.74 ***)		0.2023 (5.8 ***)	- 0.0700 (- 4.43 ***)		0.0646 (2.14 **)	0.0090 (0.8)		0.0539 (2.78 ***)
常数项	0.5374 (30.27 ***)	0.5444 (20.28 ***)	0.5260 (26.17 ***)	0.1366 (3.65 ***)	0.2432 (3.41 ***)	0.1335 (3.46 ***)	0.7345 (36.88 ***)	0.6483 (44.31 ***)	0.6493 (28.06 ***)	0.7360 (52.16 ***)	0.7347 (53.85 ***)	0.7095 (46.45 ***)
<i>Adj R</i> - <i>squared</i>	0.8624			0.8313			0.7419			0.7384		
<i>R</i> - <i>squared</i> <i>within</i>		0.8227	0.8104		0.7249	0.7226		0.9065	0.8913		0.8326	0.8207
<i>R</i> - <i>squared</i> <i>between</i>		0.0806	0.8958		0.4367	0.9249		0.2620	0.5325		0.0581	0.6813
<i>R</i> - <i>squared</i> <i>overall</i>		0.3152	0.8703		0.5109	0.8461		0.0210	0.6055		0.0966	0.7164
<i>F</i>	72.32 ***	45.15 ***		57.12 ***	25.63 ***		44.20 ***	94.36 ***		33.13 ***	48.37 ***	
<i>Pr</i> > <i>F</i>	0.0000	0.0000		0.0000	0.0000		0.0000	0.0000		0.0000	0.0000	
<i>Wald</i> <sup>2</sup>			577.43 ***			524.26 ***			821.69 ***			543.01 ***
<i>Pr</i> > <sup>2</sup>			0.0000			0.0000			0.0000			
<i>F</i> test that <i>all u</i> - <i>i</i> = 0		4.30 ***			1.38			29.75 ***			15.67 ***	
<i>Pr</i> > <i>F</i>		0.0000			0.1199			0.0000			0.0000	
<i>Hausman</i> test <sup>2</sup>			9.72			4.56			106.47 ***			16.37
<i>Hausman</i> test : <i>Pr</i> > <sup>2</sup>			0.5557			0.9506			0.0000			0.1279
<i>Breusch</i> and <i>Pagan</i> test : <sup>2</sup>			36.67 ***			1.40			137.68 ***			144.42 ***
<i>Breusch</i> and <i>Pagan</i> test : <i>Pr</i> > <sup>2</sup>			0.0000			0.2372			0.0000			0.0000

注:(1) 括号()中为 *z* 统计量或显著性概率;(2) \*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著;(3) 对应的 *P* 值为 0.124。

其次,通过对 *DC* 与 *GDP* 指数、教育指数和预期寿命指数的经验检验,进一步分析财政支出分权对中国处于不同的经济发展阶段的各地区的经济、教育和健康水平各自产生怎样不同的影响。表 5 的检验结果显示,在经济不发达地区 *DC* 对 *GI* 的影响在 1% 水平上显著,*DC* 每增加 1, *GI* 将增加 0.0329。可见,在不考虑其他因素的情况下,该经验检验的结果说明,财政支出分权对中国经济不发达地区的经

济增长的促进作用是较强的。然而,*DC* 对该地区的 *EI* 和 *LI* 所起的作用却是消极的,具体说来,*DC* 每增加 1, *EI* 反而将减少 0.0107, *LI* 同样会减少 0.0101。不过,*DC* 对 *EI* 的影响在 10% 的水平上不显著,而其对 *LI* 的影响是在 5% 的水平上显著的。由此可以说明,财政支出分权程度的提高虽然对经济不发达地区的经济发展起到了积极的作用,但是,它不仅没能对该地区的教育水平和健康状况等方面



发挥同样的正面影响,反而可能造成这些方面的退步。对经济次发达和经济发达地区的分析结论,同样是通过地区虚拟变量和交叉乘积项的检验结果的分析得到的。相对于经济不发达地区而言,财政支出分权更能促进经济次发达地区的经济发展,但促进作用在这两个地区间的差异并不具有统计显著性。 $DC$ 对经济次发达地区的 $LI$ 同样是负面的影响,财政支出分权对经济次发达地区居民的健康水平的消极作用还更甚于经济不发达地区( $-0.0101-0.0107$ ),但在10%水平上不显著。与经济不发达地区不同的是,财政支出分权促进了经济次发达地区教育水平的提高, $DC$ 每增加1, $EI$ 就将增加0.0095( $-0.0107+0.0202$ ),而且交叉乘积项 $DC \times Area_1$ 的系数在10%的水平上显著。由上述分析可以发现, $DC$ 对经济不发达和经济次发达地区的人类发展的三个分项指数的影响方向及程度并不一致。不过,以经济不发达地区为比较的基础, $DC$ 对经济发达地区的各项指数的影响都是正的,而且地区差异较为显著。通过观察地区虚拟变量 $Area_2$ 和交叉乘积项 $DC \times Area_2$ 的系数可以发现,在 $GI$ 模型中,这两者均在1%的水平上高度显著;在 $EI$ 模型中,前者在5%水平上显著,后者在1%的水平上高度显著;在 $LI$ 模型中前者在1%的水平上高度显著,后者在5%的水平上显著,说明所有的级差截距和级差斜率系数都是统计上显著的。而且,相对于经济不发达地区而言,经济发达地区的 $GI-DC$ 、 $EI-DC$ 和 $LI-DC$ 曲线都有一个较高的截距(分别为 $0.2023+0.1335$ 、 $0.0646+0.6493$ 和 $0.0539+0.7095$ )和一个较陡的斜率(分别为 $0.0338+0.0329$ 、 $0.0164-0.0107$ 和 $0.0115-0.0101$ )。

我们利用分组回归法对模型2进行估计,即将样本分为经济发达地区、经济次发达地区以及经济不发达地区的三个子样本分别进行回归,以比较三个不同地区之间在财政支出分权对人类发展及其构成指标的影响上是否存在什么不同之处。回归的结果与上述利用地区虚拟变量法得到的回归结果相近似,得到相同的结论。

## 五、结论

表6对上述经验研究的结论进行了归纳,可以发现,财政支出分权无一例外地促进了经济不发达地区、次发达地区和发达地区的经济发展,无疑,财政支出分权对中国的经济增长起到了积极的促进作用。这一研究结论与Ma(1997)、Lin and Liu(2000)、Jin,

Qian和Weingast(2002)、Qiao, Martinez - Vazquez和Yu(2002),以及张晏和龚六堂(2005)等人的研究结论相符。但是,我们必须看到,财政支出分权在带动中国GDP指数发展的同时,却对不同经济发展水平的各地区的教育指数和预期寿命指数产生了各异的作用。财政支出分权使得经济发达地区受益最大,各项指数均有显著增长,经济、教育和健康等方面均得到全面发展。对经济次发达地区来说,财政支出分权对教育的影响是正向的,但却使得健康呈现出负增长的趋势。然而,财政支出分权却使得经济不发达地区在教育 and 健康两方面都表现为负面影响。

可以说,从整体上看,财政支出分权促进了中国的人类发展。而且,如若单从经济增长的角度看,不管各地区的经济发展水平是否存在差异,财政支出分权都表现出了对各地区经济的积极拉动作用。但是,更应该值得注意的是,仅仅在经济发达地区,也就是人均GDP排名在中国前十名的省市里,财政支出分权对人的发展起的是全面的促进作用,不论是经济、教育还是健康都得到显著的增长。对于经济次发达地区,尤其是经济不发达地区来说,财政支出分权在促进这些地区经济发展的同时,可能造成教育和健康的负增长也不应忽视。

因此,就全国范围来看,“财政支出分权有利于中国人类发展”的假设得到经验检验的支持。但是,财政支出分权效应在经济发展水平不同的各地区之间表现出来的差异性,应引起我们的注意。在财政支出分权背景下,应该更加重视经济发展水平较为落后地区的均衡、全面发展,注重调整有限的公共资源,将更多的资源从经济建设领域转移到公共服务领域。同时,要合理分配有限的公共资源,注重提高资源的使用效率,以促进地区之间以及地区内部各项指数的均衡发展,而不能一味的追求经济的高速增长而忽略了人类发展的其他需求,“先发展再治理”的思路将不利于经济落后地区的人类发展。

表6 经验检验结果总结

	全国	不发达	次发达	发达
$DC \quad HDI$	+	-	+	+
$DC \quad GI$	+	+	+	+
$DC \quad EI$	+	-	+	+
$DC \quad LI$	+	-	-	+

注:(1)\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著;(2)+、-分别表示回归系数为正和负。

注释:

式(1)对应的是固定效应回归模型,但如果是随机效应模型,常数项  $a_i = a_0$ 。为了简略起见,文中只给出了式(1)的简单形式,而采用哪种模型需要经过检验,后文均给出了固定效应和随机效应两种方法下的回归结果,并予以比较和选择。

[ 参 考 文 献 ]

- [1] Jin ,Hehui ,Yinyi Qian ,Weingast Barry R. Reginal decentralization and fiscal incentives: Federalism , Chinese Style [D]. Stanford University. Working papaer. 1999.
- [2] 林毅夫,刘志强. 中国的财政分权与经济增长[J]. 北京大学学报(哲学社会科学版). 2000 ,(4) :5 - 17.
- [3] 张 晏,龚六堂. 分税制改革、财政分权与中国经济增长[J]. 经济学(季刊). 2005 ,5(1) :75 - 108.
- [4] Zhang T. ,H. Zou. Fiscal decentralization , public spending , and economic growth in China[J]. Journal of Public Economics ,1998 , (67) :221 - 240.
- [5] 陈 抗 ,A.L. Hillman ,顾清扬. 财政集权与地方政府行为变化 ——从援助之手到攫取之手[J]. 经济学(季刊). 2002 , (1) :111 - 130.
- [6] 宋洪远 ,马永良. 使用人类发展指数对中国城乡差距的一种估计[J]. 经济研究. 2004 ,(11) :4 - 15.
- [7] 赵志强,叶蜀君. 东中西部地区差距的人类发展指数估计[J]. 华东经济管理. 2005 ,(12) :22 - 25.
- [8] 杨永恒,胡鞍钢,张 宁. 基于主成分分析法的人类发展指数替代技术[J]. 经济研究. 2005 ,(7) :4 - 17.
- [9] 霍景东,夏杰长. 公共支出与人类发展指数 ——对中国的实证分析:1990~2002[J]. 财经论丛. 2005 ,(7) :7 - 10.
- [10] 潘雷驰. 我国政府支出对人类发展指数影响的经验分析[J]. 财经理论与实践. 2006 ,(141) :69 - 75.
- [11] Grewal ,B. S. ,G. H. Brennan ,R. L. Mathews(eds. ). The Economics of Federalism[M]. National University Press ,1980.
- [12] Martinez - Vazquez J. ,R. M. McNab ,Fiscal Decentralization and Economic Growth[J]. World Development ,2003 ,(31) :1597 - 1616.
- [13] 联合国开发计划署(UNDP). 2002 年人类发展报告[M]. 北京:中国财政经济出版社. 2002. 246 - 247.
- [14] 中华人民共和国国家统计局. 中国统计年鉴[M]. 北京:中国统计出版社,2005.
- [15] 中经网. <http://www.gse.pku.edu.cn/yearbook/dataset/cei/yeardata/cc123.htm>.
- [16] 联合国开发计划署(UNDP). 1990 年人类发展报告[M]. 北京:中国财政经济出版社,1990—2005.

[责任编辑:秦兴俊]